DOI:10.19511/j.cnki.jee.2019.03.005

产业结构优化对绿色发展中生态效率的影响
——以长江经济带为例

刘　杰　於世为*

摘要:本文运用超效率数据包络分析方法测算了长江经济带的生态效率,然后利用全面可行广义最小二乘估计方法从合理化和高度化两个方面分别检验了产业结构优化对生态效率的影响。结果显示,长江经济带各省区的生态效率处在相对较低水平,呈现波动趋势,但大部分省区的生态效率正在逐步改善。产业结构合理化和产业结构高度化都对生态效率的改善有正向作用,但其作用有限。由于长江经济带在整体上以第二产业为主,技术进步未能对生态效率起到正向影响;人均GDP和环境规制都与生态效率呈现U型关系;对外开放对生态效率起到显著正向影响,而人口结构与生态效率不存在显著相关关系。因此,当地政府应该继续提高环境保护投资和绿色技术研发投资,进一步优化固定资产投资结构。除贵州和云南外,其他省区都应该降低第二产业占比,提高产业结构高度化和产业结构合理化。

关键词:绿色发展;长江经济带;产业结构合理化;产业结构高度化;生态效率

一、引言

随着自然资源的日益枯竭和愈发严重的生态环境污染,依靠消耗大量能源实现经济快速增长的粗放型发展模式已经难以为继(陈诗一、林伯强,2019;林伯强、谭睿鹏,2019)。我国能源消耗自2003年的16.8亿吨标准煤迅猛增长至2018年的46.4亿吨标准煤①,为全球最大的能

*刘杰,中国地质大学(武汉)经济管理学院,邮政编码:430074,电子信箱:1454929486@qq.com;於世为,中国地质大学(武汉)经济管理学院,邮政编码:430074,电子信箱:yusw@cug.edu.cn。

本文系国家自然科学优秀青年基金项目"节能减排系统建模及政策研究"(71822403),国家自然科学基金面上项目"碳排放潜力测算及实现策略研究:基于产业结构调整视角"(71573236)和湖北省自然科学基金杰出青年人才项目"湖北省碳减排潜力测算与实现"(2019CFA089)的阶段性成果。感谢匿名审稿人的宝贵修改意见,文责自负。

①数据源自《2018年国民经济和社会发展统计公报》和《中国统计年鉴2018》。

源消费国。2017年我国的二氧化硫、氮氧化物、烟(粉)尘、废水和固体废物排放量分别为875.4万吨、1258.8万吨、796.3万吨、699.7亿吨和33.2亿吨①。因此,经济增长模式转向追求更少能源消耗、更低环境污染和更高效益的绿色发展成为必然。为此,我国首次在"十三五"规划建议中提出了绿色发展,倡导在生态环境容量和资源承载力约束下实现以效率、和谐、持续为目标的经济增长和社会发展方式(习近平,2015)。

提高国家或区域的生态效率是实现绿色发展的重要途径。生态效率是指在投入产出过程中,以同等的资源投入产出更大的产品附加值和更低的环境污染(李丽平等,2000)。改善生态效率不仅可以发展生产力,提高经济产出,还能维持生态平衡,实现永续发展(洪银兴等,2018)。因此,生态效率在一定程度上可以衡量国家或区域的绿色发展水平,反映了国民经济与环境治理协调发展的程度。经济体的产业结构是影响经济增长过程中的资源集约和环境友好程度的重要因素,与生态效率有着密切的关系(Zeng & Zhao,2009;王镝、唐茂钢,2019)。Grossman和Krueger(1991)认为结构效应是经济发展对生态环境影响的重要效应之一,而且产业结构对生态环境的影响也会因为发展阶段的不同而存在差异。当经济发展中典型的结构变迁模式对污染有明显的影响时,生态效率可能会自动改善。然而,产业结构与生态效率的关系会因为所选择污染物指标的不同而相异(Antweiler et al.,2001;Cole & Elliott,2003)。产业结构升级有助于提高本地区的生态效率,而第二产业产值占地区生产总值比重上升可能会导致地区生态效率下降(Li et al.,2013)。因此,为了实现绿色发展,明确产业结构变化与生态效率的关系十分有必要。

长江经济带是我国最重要的经济增长引擎,也是世界上最大的流域经济带。此区域的覆盖面积约205万平方公里,11个省级行政区域,人口和经济总量均超过全国的40%,并聚集了超过40万家化工厂、5大钢铁工业基地和7大炼油厂等一大批重工业企业,其中钢铁、汽车和石化产量都超过全国的36%(葛艳芳等,2019)。据统计,2016年长江经济带共发生131起环境污染事件,占全国总次数的43%,其中,江西发生2起重大环境污染事件②。长江经济带的生态效率改善关系到全国绿色发展的大局,但是工业主导的产业结构加剧了生态环境污染(易明等,2018)。2016年9月颁布的《长江经济带发展规划纲要》指出要在生态优先、绿色发展理念指导下,转换动能,促进产业升级,实现经济发展与生态保护的平衡。产业结构优化是指通过持续的产业调整促进产业结构向合理化和高度化发展的协调统一过程。我国为了提高生态效率,实现可持续发展,在"十三五"规划中将产业结构调整和升级提升到国家战略层次,大力推进供给侧结构性改革,构建创新能力强、协作紧密、环境友好的现代产业体系③。因

①数据源自《中国统计年鉴2018》。

②数据来源于《中国统计年鉴2017》。

③资料来源于http://www.12371.cn/special/sswgh/。

此,对长江经济带而言,通过产业结构优化有效地提高生态效率是实现绿色发展过程中亟待解决的重要问题。

二、文献综述

现有研究主要从两个视角来探讨产业结构优化对生态环境的影响。第一,产业门类的比例结构视角(Li et al.,2013;Wang et al.,2019)。利用各产业占比反映产业结构变迁,鼓励传统产业生产技术的创新和升级,进而降低环境污染。Huang等(2018)用产业增加值在GDP中的占比代表结构,发现对大城市而言,产业结构优化效应主要通过影响第三产业来提高生态效率;而中小城市则主要是通过第二产业来提高生态效率(王兵、吴福象,2019)。高比例的第二产业会导致高能耗和高污染排放,造成严重的生态问题,而研发绿色技术和发展技术密集型制造业可以大幅度提高地区经济和生态效率(Li et al.,2013;Zhou et al.,2013)。然而第二产业在带来环境污染的同时,也可能带来能源利用效率的提高。Liu等(2017)证明第二产业集聚有利于提高我国中西部地区的能源效率,而且对西部地区的促进效应更大,但是东部地区的能源效率会在第二产业集聚到一定程度后逐渐降低。杨勇和邓祥征(2019)发现第三产业占地区GDP的比重只对中小城市的生态效率具有显著正向作用,而对大城市、特大城市和超大城市的生态效率呈负向作用。对于较大规模的城市而言,第二产业仍然在当地经济中维持高水平,第三产业比重的增加对生态效率作用不明显。中小城市的第三产业比重提高则能够明显地优化产业结构,对生态效率具有显著的提升作用。由此可见,产业结构升级对生态效率的影响是正向还是负向取决于第三产业发展水平的提升和其他产业规模大小。

第二,投入要素和产出结构的耦合程度视角(Zhou et al.,2013;王兵、吴福象,2019)。以劳动力和产值度量经济体的产业结构情况,强调要素在产业间的有效配置和利用效率。Zhang等(2017)认为重工业产值的增长不仅需要更多的劳动力和资本的投入,还会产生大量能源消耗和SO_2排放,因此缩小经济系统中重工业的比例有助于提高工业生态效率(王兵、吴福象,2019)。产业结构升级对生态效率的影响还会因为区域经济活动分布特点、产业地位排序和绿色技术创新发生变化。Yu等(2019)认为经济发达的东部沿海地区受益于开放程度高和学习技术能力强,产业聚集效应对生态效率的影响比中西部地区更大,而且产业结构中工业比重的增加不利于提高生态效率。李强和高楠(2018)发现长江经济带的产业结构偏离度可以有效提升生态效率,而由于受限于产业结构仍处于以第二产业为主导的发展模式中,产业结构升级对生态效率产生显著的负向作用。刘云强等(2018)证明地区产业就业密度与全国产业就业比值衡量的产业聚集不能改变绿色技术创新对长江经济带上游地区生态效率的影响,中游地区的绿色技术创新只有在特定的产业聚集情况下才能对生态

效率起到积极促进作用,而下游地区的产业集聚会加强绿色技术创新与生态效率的显著正向关系。因为产业结构升级是在全面考虑劳动生产率、资源利用结构和产业组合之后的综合指标,结合以上分析,产业结构优化提高生态效率的关键在于产业结构合理化和产业结构高度化。

如何有效地测度生态效率是研究产业结构调整升级效应的重要前提。现有文献主要是用随机前沿分析(Reinhard et al.,2000)、生态足迹法(Fan et al.,2017)、生命周期评价(Reap et al.,2008)、环境库兹涅茨曲线(List & Gallet,1999)和数据包络分析(Mardani et al.,2017)等方法对生态效率进行研究。其中数据包络分析是评价生态效率的最有效和流行的方法。数据包络分析(DEA)是一种基于同质决策单元(DMU)相对效率比较的非参数分析模型,无需事先设定生产函数形式,而且不受计量单位的影响,使得评估较为方便和客观(Mardani et al.,2017)。传统的DEA模型都是径向的,即决策单元的投入或产出都会按照同比例减小或增大,而且计算过程也没有考虑松弛变量对效率的影响。为了避免效率偏差、投入(产出)角度和径向的影响,Tone(2001)提出了包含松弛变量的非径向、非角度的SBM模型。随后,Tone(2002)进一步提出超效率SBM模型,解决了多个DMU有效而无法排序的问题。Yang和Pollitt(2009)、Feng等(2013) 认为如果忽略生产过程中的非期望产出,将会导致严重的效率偏差。Lozano等(2013)引入方向距离函数处理了非期望产出问题。由于方向距离函数未充分考虑投入产出的松弛变量,获得的评价结果是有偏的。基于Tone和Tsutsui(2014)、Maghbouli等(2014)的研究,本文考虑了生产过程的非期望产出,并将其作为评价过程的投入处理。

现有研究对绿色发展中的生态效率评估具有一定的借鉴意义,但有关产业结构优化对效率的影响仍需进一步研究。绿色发展涵盖了社会经济发展和生态环境保护,是在传统发展基础上的模式创新,而产业结构升级对生态效率的作用机理是实现绿色发展的重要内容。大多数文献都是在传统经济发展模式下探究产业结构与生态环境之间的关系,但是我国经济已经进入“新常态”,逐步转向绿色发展模式,不能忽视了发展模式转变的影响(邹璇等,2019)。相关的生态效率评价过程强调经济产出价值,而不重视生态环境质量的表征性指标,主观削弱了环境约束的影响。已有研究往往选择单一的环境污染指标衡量经济活动对区域生态环境的影响,未能全面揭示生态环境的变化。相对于现有研究,本文主要贡献如下:在绿色发展理念基础上,构建了兼顾经济产出和生态环境质量,并包括环境污染物排放等非期望产出的评价指标体系;与单一的环境污染指标相比,本文采用超效率SBM模型测算的生态效率衡量经济发展模式与生态环境的协调程度,更能全面和准确反映生态环境的真实情况和生态文明建设的内涵;采用全面FGLS模型从产业结构高度化和产业结构合理化两个方面检验了产业结构优化对生态效率的影响,相较于产值比例(Zhou et al.,2013;Huang et al.,2018)或产业结构绝对值变动(Cole,2000;He & Wang,2012)指标更能反映产业

结构的真实情况。

三、数据样本与研究方法

(一)超效率SBM模型

由于研究尺度、对象和目的差异,生态效率的计算方法也各不相同。超效率SBM模型的计算过程更加符合实际情况,所以本文将其应用于测算长江经济带各省区的生态效率。超效率SBM模型的基本思想是:当对 DMU_k 评价时,用其他所有DMU的投入和产出指标的线性组合代替 DMU_k 的投入和产出指标,而将 DMU_k 排除在外。在超效率SBM模型中,对一个有效的DMU按比例继续增加投入,仍能保持其相对有效的最大比例值,称为该DMU的超效率值(Andersen & Petersen,1993)。

考虑 n 个DMU,且每个DMU都有 m 项投入和 q 项产出,分别表示为 $X\in R_m$ 和 $Y\in R_q$。定义矩阵 X, Y 分别为 $X=(x_{ij})\in R_{m\times n}$, $Y=(y_{rj})\in R_{q\times n}$。假设 $X>0$, $Y>0$,我们可以得到生产可能集 P ,即 $P=\{(x,y)|x\geqslant X\lambda,\ y\leqslant Y\lambda,\ \lambda\geqslant 0\}$,则规模报酬可变(VRS)条件下投入导向的超效率SBM模型表示如下:

$$\min\rho=\frac{1-\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}\frac{S_i^-}{x_{ik}}}{1+\frac{1}{q}\sum_{r=1}^{q}\frac{S_r^+}{y_{rk}}} \tag{1}$$

$$\begin{aligned} s.t.\ &\sum_{j=1,j\neq k}^{n}x_{ij}\lambda_j-S_i^-=x_{ik}(i=1,2,\cdots,m)\\ &\sum_{j=1,j\neq k}^{n}y_{rj}\lambda_j+S_r^+=y_{rk}(r=1,2,\cdots,q)\\ &\sum_{j=1,j\neq k}^{n}\lambda_j=1\\ &\lambda,\ S_i^-,\ S_r^+\geqslant 0\ ;j=1,2,\cdots,n(j\neq k)\end{aligned} \tag{2}$$

上式中, x_{ij} 为 DMU_j 的第 i 项投入; y_{rj} 为 DMU_j 的第 r 项产出; ρ 为各省区的生态效率; S_i^-, S_r^+ 为松弛变量,即线性不等式转换为线性等式方程组时,在每一个不等式中加上或减去的独立的量; λ_j 为 DMU_j 的权重向量。对于 n 个DMU,当且仅当 $\rho\geqslant 1$,且 $S_i^-=S_r^+=0$ 时,DMU是有效率的。

在绿色发展理念以及陆学和陈兴鹏(2014)、崔莉(2018)等人研究的基础上,本文构建了包含二氧化碳排放、工业废水排放等非期望产出的绿色发展的生态效率评价指标体系,如表1所示。为了达到尽可能降低投入和非期望产出、提高期望产出的目的,本文将非期望产出作为评价过程的投入处理(Maghbouli et al.,2014;Tone & Tsutsui,2014),并使用名义人均地区生产总值衡量经济产出,选择森林覆盖率、空气质量优良率、工业废水处理量和工业固废综合利

用量衡量生态环境质量情况。

表1中，*IWD*、ISO_2、*ISD*、*IWT*、*USW*、*EPI*和*FCR*数据来源于历年《中国环境统计年鉴》；*TAI*和*EC*数据来源于历年《中国区域经济统计年鉴》；由研发投入度量的*TI*数据来源于历年《中国科技统计年鉴》；*ER*、*NE*和名义*PGDP*数据来源于历年《中国统计年鉴》，其中各省区的*ER*数据用相应省区主要城市的*ER*平均值代表；根据《2006 IPCC Guidelines for National Greenhouse Gas Inventory》公布的碳排放公式，CO_2排放数据利用历年《中国能源统计年鉴》的能源平衡表数据计算得到。

表1　　绿色发展的生态效率评价指标体系

投入指标		非期望产出指标		期望产出指标	
TAI	全社会固定资产投资	*IWD*	工业废水排放	*FCR*	森林覆盖率
TI	技术	ISO_2	工业SO_2排放	*ER*	空气质量优良率
NE	年末从业人员	*ISD*	工业烟(粉)尘排放	*IWT*	工业废水处理量
EC	能源资源	CO_2	二氧化碳排放	*USW*	工业固废综合利用量
EPI	环境保护投资			*PGDP*	名义人均地区生产总值

(二)回归模型构建

1.被解释变量

为了得到更加全面和准确的结果，本文基于龙亮军(2019)、张璇等(2018)的研究，采用能够避免有偏估计和实现DMU完全排序的超效率SBM方法测算的长江经济带各省区生态效率(*EE*)作为被解释变量。

2.解释变量

产业结构升级反映了整体生产要素的利用效率和产业素质，主要从产业结构高度化和产业结构合理化两个方面影响生态效率(刘守英、杨继东，2019)。产业结构高度化是指一个地区在不同的经济发展阶段由于产业结构的质量和生产力水平提高，而发生的主导产业更替。产业结构高度化会促使经济体的主导产业提高经济产出、技术水平和资源利用能力，减少污染物排放，从而改善生态效率。产业结构合理化是指产业结构调整过程中不同部门生产要素的合理配置，不仅有效地促进了资源的集约利用，也促进了区域专业化生产的进步(Huang et al.，2018)。

为了体现各产业的重要程度以及产业间的耦合程度，本文使用产值加权的产业结构偏离度的倒数代表产业结构合理化(*INS*1)(韩永辉等，2016)，如式(3)所示：

$$INS1 = 1\Big/\sum_{i=1}^{3}(Y_i/Y)\left|\frac{Y_i/L_i}{Y/L}-1\right| \tag{3}$$

产业结构高度化(*INS*2)突出表现了三次产业产值规模、劳动生产率以及各产业在地区生产总值中所占比例的持续变动(岳松毅，2018)。本文采用第三产业产值在地区生产总值中的比重代表产业结构高度化，反映产业的变动以及生产技术的创新升级。

基于Dietz和Rosa(1997)的STIRPAT模型,即 $I=aP^bA^cT^d\ell$,以及Ren等(2018)、Bai等(2018)的研究,生态效率的影响因素还有人口结构(PS)、人均GDP($PGDP$)、技术进步(TP)、环境规制(ER)和对外开放(O)。因此,本文选取了 PS、$PGDP$、TP、ER 和 O 作为控制变量,并分别用城镇人口的比重、名义人均地区生产总值、研发投入占名义人均地区生产总值比重、环境污染治理投资占名义人均地区生产总值比重,以及外国直接投资占名义人均地区生产总值比重进行衡量。

根据上述生态效率的影响因素,本文建立的估计模型如下:

$$EE_{jt}=\beta_0+\beta_1\ln(INS1_{jt})+\beta_2PS_{jt}+\beta_3TP_{jt}+\beta_4ER_{jt}+\beta_5(ER_{jt})^2+\beta_6O_{jt}+\beta_7\ln(PGDP_{jt})+\beta_8(\ln(PGDP_{jt}))^2+\beta_9T+\varepsilon_{jt} \tag{4}$$

$$EE_{jt}=\alpha_0+\alpha_1INS2_{jt}+\alpha_2PS_{jt}+\alpha_3TP_{jt}+\alpha_4ER_{jt}+\alpha_5(ER_{jt})^2+\alpha_6O_{jt}+\alpha_7\ln(PGDP_{jt})+\alpha_8(\ln(PGDP_{jt}))^2+\alpha_9T+\eta_{jt} \tag{5}$$

上式中, j 和 t 分别为省区和年度; β_0 和 α_0 为截距项; $\beta_1,\cdots,\beta_9$ 和 $\alpha_1,\cdots,\alpha_9$ 为回归系数; ε_{jt} 和 η_{jt} 为误差项; T 为时间趋势项。为了检验产业结构合理化和人均GDP的百分比变化对生态效率的影响,将其取对数处理。

本文使用的 $INS1$、$INS2$、PS、TP 和 O 数据均来源于各省区历年统计年鉴,其他变量的数据来源已经在前面说明,相关变量的描述性统计如表2所示。

表2　　相关变量的描述性统计

变量	符号	单位	样本数	最小值	最大值	平均值	标准差
生态效率	EE	–	154	0.5287	1.3424	0.9244	0.1915
产业结构合理化	$\ln(INS1)$	–	154	–3.4096	1.2677	–0.6725	0.8921
产业结构高度化	$INS2$	%	154	0.3090	0.6980	0.4162	0.0685
人口结构	PS	%	154	0.2100	0.8960	0.4927	0.1594
技术进步	TP	%	154	0.0059	0.0472	0.0191	0.0092
环境规制	ER	%	154	0.0052	0.0266	0.0114	0.0044
环境规制平方项	$(ER)^2$	–	154	0.00002	0.00071	0.00015	0.00012
对外开放	O	%	154	0.0023	0.1050	0.0273	0.0177
人均GDP	$\ln(PGDP)$	–	154	8.1895	11.6662	10.1029	0.7885
人均GDP平方项	$(\ln(PGDP))^2$	–	154	67.0683	136.0997	102.6861	15.8407

四、结果讨论

(一)生态效率评价结果分析

本文使用规模报酬可变条件下投入导向的超效率SBM模型对2003–2016年长江经济带11个省区的生态效率进行了测算,结果如图1、图2所示:

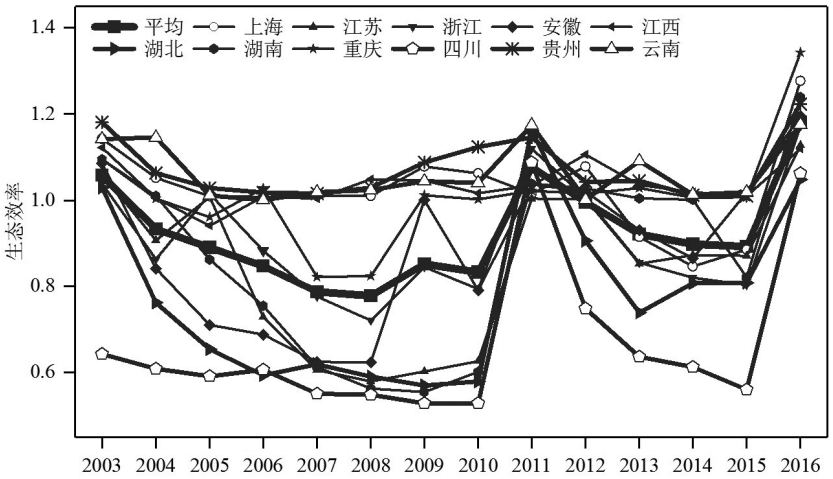

图1　长江经济带平均生态效率和各省区生态效率

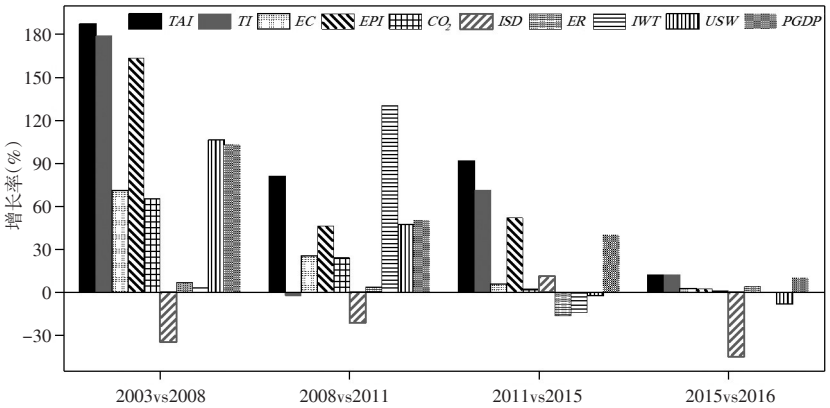

图2　关键年份重要指标平均增长率

2003-2016年长江经济带11个省区的生态环境平均效率为0.92,整体呈现波动趋势。如图1所示,生态环境平均效率自2003年起呈现迅速下降的趋势,到2008年后开始回升,直至2011年达到1.08的高位;2011-2014年平均效率明显下降,而2015-2016年则稳步上升。从图2可以看出,与2003年相比,2008年的 *EC*、*EPI*、*TI*、*TAI* 和 CO_2 分别平均上升71.0%、163.3%、179.0%、187.4%和65.8%,生态环境效益明显下降。一些省区,如江苏、湖南的 *TAI*、*TI*、*EC* 和 *EPI* 的平均增长率都超过100%。其中,各省区的 *TAI* 和 *TI* 增长幅度最大。由柯布-道格拉斯生产函数可知,技术水平越高,资本的实际租赁价格越高。在创新驱动发展战略指导下,长江经济带的生产技术取得明显进步,导致社会固定资产投资持续上升。2008-2011年期间长江经济带各省区的环境污染治理能力和经济增长明显上升,其中 *USW*、*IWT* 和 *PGDP* 分别平均增长了47.6%、130.4%和50.6%。物质平衡原理认为经济活动从环境中提取资源转化的废弃物不能完全消除,但是废弃物管理有利于将其转变成对人类更友好的形态。经济增长会提高环境污染治理设施数量和技术水平,加强废弃物管理能力。因

此，*USW*、*IWT* 和 *PGDP* 的增长改善了生态效率。此外，政府出台了一系列环境保护法律和政策，如《“十一五”主要污染物总量减排核查办法（试行）》（2007）、《中华人民共和国循环经济促进法》（2008）、《中华人民共和国节约能源法》（2008修订）等，有效抑制了工业“三废”排放量的增长。因此，生态环境效益得以提高。2011–2015年期间的 *EPI*、*TI*、*TAI* 和 *ISD* 分别平均上升52.0%、71.5%、91.7%和11.3%，同时 *IWT* 和 *ER* 分别平均下降14.2%和16.2%，从而降低了生态效率。近几年，我国加强了环境监察和保护力度，一系列的环境保护政策和法律出台，如《大气污染防治行动计划》（2013）、《国家生态保护红线——生态功能基线划定技术指南（试行）》（2014）、《生态环境监测网络建设方案》（2015）等，2015–2016年生态环境平均效率由0.89稳步上升到1.18。

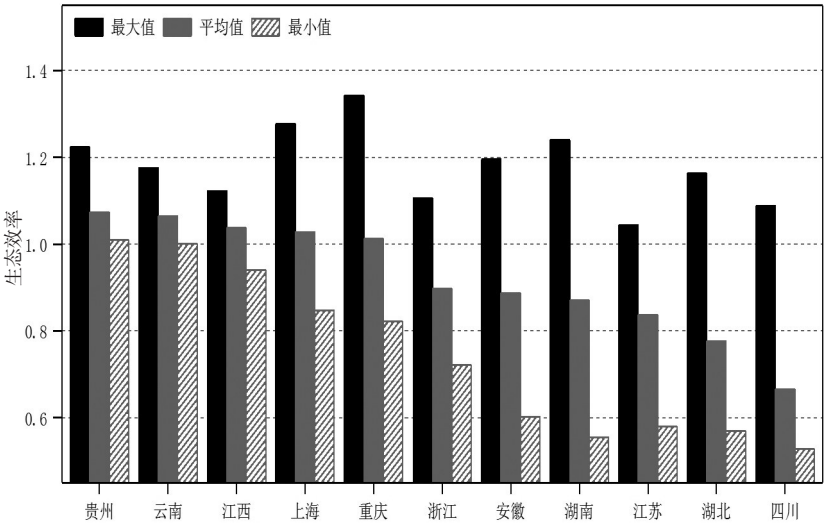

图3　长江经济带各省区生态效率最小值、平均值和最大值（2003–2016年）

云南和贵州的生态环境平均效率为长江经济带最高，分别为1.06和1.07，而且在所有年份均达到有效。整体而言，大部分省区的生态环境平均效率位于[0.67,1]的无效区间，而云南和贵州两省则处于[1,1.07]的有效区间的高位，如图3所示。2003–2016年间，云南和贵州的各项投入指标的平均值都低于长江经济带的平均水平，其中 *TI*、*EPI* 和 *IWD* 的平均水平分别都低于65.0亿元、89.0亿元和3.8亿吨，为长江经济带最低值，同时 *ER* 平均值都高于91%，远高于其他省区。此外，它们的经济发展迅速，*PGDP* 增长率都超过449%。政府出台的一系列政策和天然地理优势起到了关键作用。为了治理环境污染，云南先后制定了《滇池流域水污染防治规划（2006–2010年）》（2008）、《云南省2010年节能减排目标和确保实现“十一五”节能减排目标实施方案》（2010）、《云南生物多样性保护战略与行动计划（2012–2030年）》（2015）等政策和规定。此外，云南具有明显的区位优势，地处中国经济圈、东南亚经济圈和南亚经济圈的结合部，是重要的物资运输国际通道，有力地带动了云南的经济发展。贵州也出台了一系

列法律和政策保护生态环境,如《贵州省环境保护条例》(2009)、《贵州省水污染防治行动计划工作方案》(2015)等。得益于国家政策的支持,贵州经济实现了高速发展,如西部大开发战略(2000)、《国务院关于进一步促进贵州经济社会又好又快发展的若干意见》(2012)、《珠江-西江经济带发展规划》(2014)等。

四川和湖北的生态环境平均效率为长江经济带最低,分别为0.67和0.78。2003-2016年间,四川的 *TAI*、*EC*、*NE*、*ISD*和ISO_2 的平均值较长江经济带的平均水平,分别高21.8%、36.9%、55.7%、33.9%和44.2%,同时平均 *PGDP* 低33.8%;相比于长江经济带的平均水平,湖北的 *TAI*、*EC*和CO_2 的平均值分别高1257.26亿元、1777.77万吨标准煤和3631.15万吨,*PGDP* 和 *ER* 分别低3921.00元和11.61%,因此两省的生态环境平均效率处于低位。

(二)计量结果分析

1.面板数据的单位根检验

为了避免伪回归的出现,确保估计结果的有效性,本文对各面板序列的平稳性进行LLC(Levin-Lin-Chu)、IPS(Im-Pesaran-Shin)、Fisher-ADF和Fisher-PP单位根检验。检验结果如表3所示。由检验结果可知,需要进一步考察各变量之间是否存在长期稳定的均衡关系。

表3　面板单位根检验

变量	LLC检验		IPS检验		ADF检验		PP检验	
	截距	截距和趋势	截距	截距和趋势	截距	截距和趋势	截距	截距和趋势
SBMS	-1.4303^{*}	-2.0869^{**}	-2.8299^{***}	-1.3665^{*}	41.2610^{***}	29.3895	36.8190^{**}	40.7617^{***}
ln(*INS*1)	-8.1150^{***}	-2.4651^{***}	-2.4760^{***}	0.8594	46.9192^{***}	23.9010	44.2286^{***}	13.7295
*INS*2	1.9299	-2.6992^{***}	1.5418	1.5259	28.5111	21.6764	5.5944	24.8690
ER	-3.2192^{***}	-4.3923^{***}	-2.0658^{**}	-2.0251^{**}	35.7093^{**}	37.0636^{**}	39.1294^{**}	39.3669^{**}
$(ER)^2$	-3.8118^{***}	-4.7711^{***}	-2.4279^{***}	-2.0481^{**}	37.8228^{**}	36.5920^{**}	41.6134^{***}	39.1334^{**}
PS	-1.4177^{*}	-6.9215^{***}	1.3666	-2.9155^{***}	22.9992	44.5585^{***}	53.2471^{***}	66.6332^{***}
TP	-0.6669	0.8062	-0.1891	1.0190	17.3387	11.6244	17.8934	12.2439
O	-5.7607^{***}	-0.3813	-3.1433^{***}	0.9301	47.3974^{***}	23.7709	41.4473^{***}	21.7152
ln(*PGDP*)	-7.9087^{***}	1.9915	-1.8141^{**}	5.1669	37.4528^{**}	4.2171	78.5449^{***}	4.7904
$(\ln(PGDP))^2$	-6.1485^{***}	1.7438	-0.4930	3.2805	27.6406	5.6633	57.5119^{***}	4.8777
△*SBMS*	-6.0403^{***}	-5.0192^{***}	-5.1902^{***}	-3.5115^{***}	66.0111^{***}	49.5434^{***}	75.7387^{***}	59.9845^{***}
△ ln(*INS*1)	-6.1463^{***}	-6.8676^{***}	-4.2874^{***}	-4.3953^{***}	58.1936^{***}	57.6201^{***}	71.6045^{***}	107.9810^{***}
△*INS*2	-9.6767^{***}	-9.1157^{***}	-7.2338^{***}	-6.0682^{***}	86.1697^{***}	72.5028^{***}	96.3228^{***}	129.9260^{***}
△*ER*	-9.8842^{***}	-8.3743^{***}	-8.7801^{***}	-5.9538^{***}	102.0960^{***}	69.5136^{***}	132.3060^{***}	101.1200^{***}
$\triangle(ER)^2$	-11.7168^{***}	-10.0856^{***}	-9.4665^{***}	-6.6939^{***}	109.5840^{***}	77.0252^{***}	137.6660^{***}	107.0880^{***}
△*PS*	-17.5669^{***}	-33.8296^{***}	-9.7933^{***}	-14.3512^{***}	94.8983^{***}	87.7878^{***}	110.5740^{***}	103.513^{***}
△*TP*	-9.5397^{***}	-8.4027^{***}	-6.4507^{***}	-3.8085^{***}	77.4364^{***}	48.9570^{***}	78.3927^{***}	53.7339^{***}
△*O*	-4.4081^{***}	-4.9060^{***}	-4.3029^{***}	-3.1379^{***}	57.0158^{***}	46.7322^{***}	64.7521^{***}	79.6906^{***}
△ ln(*PGDP*)	-5.3711^{***}	-6.1251^{***}	-2.4586^{***}	-2.0745^{**}	37.5040^{**}	35.5523^{**}	37.4193^{**}	38.5884^{**}
△ $\ln(PGDP)^2$	-5.3821^{***}	-5.6869^{***}	-2.5766^{***}	-1.6276^{*}	38.3466^{**}	31.8331^{*}	38.1099^{**}	33.7648^{*}

注:*,**和***分别表示P<0.1,P<0.05和P<0.01,下表同。

2.面板数据的协整检验

在面板数据平稳性检验的基础上，本文接着对各变量进行Kao和Pedroni协整检验，结果见表4。由表4的检验结果可以看出，长江经济带11省区的生态效率与相关影响因素之间存在协整关系，从而可以在此基础上直接进行回归分析。

表4　　面板协整检验

检验方法	统计量名	模型(4)	模型(5)
Kao检验	ADF	−4.5640***	−4.1740***
Pedroni检验	Panel v-Statistic	−1.1748	−2.2150
	Panel rho-Statistic	5.1735	5.0474
	Panel PP-Statistic	−3.0665***	−5.4069***
	Panel ADF-Statistic	−2.7820***	−3.7235***
	Group rho-Statistic	5.5852	5.5788
	Group PP-Statistic	−6.1128***	−7.4942***
	Group ADF-Statistic	−5.2838***	−5.3707***

3.回归结果

由于使用的数据为长面板数据，其扰动项可能存在异方差或自相关等问题。本文分别进行了组间异方差的沃尔德检验、组内自相关的沃尔德检验和组间同期相关的Breusch-Pagan LM检验。检验结果都强烈拒绝原假设，生态效率和相关影响因素之间存在较强的组间异方差、组内自相关和组间同期相关。如果采用普通的混合效应、随机效应或固定效应模型，估计结果将会是有偏且不一致的。因此，本文选择全面可行广义最小二乘估计法（全面FGLS）进行回归分析，并且考虑了自回归系数不同（FGLS-PSAR1）和自回归系数相同（FGLS-AR1）两种情形，结果见表5。由表5可以看出，FGLS-PSAR1和FGLS-AR1两种情形下的结果差距不大。FGLS-AR1严格假定所有个体扰动项都服从自回归系数相同的过程，而自回归系数不同更适用于一般情况，因此本文选择FGLS-PSAR1的估计结果分析产业结构升级和相关因素对生态效率的影响。

方程(4)的FGLS-PSAR1回归结果显示，产业结构合理化与生态效率在1%的水平上显著正相关。从经济意义上看，该回归系数表明，产业结构合理化提高1%，能够使生态效率提高0.106%。这说明长江经济带各产业比重和要素配置的调整方向正在转向环境友好型的生产活动。产业结构合理化会通过产业间的结构协调和功能集聚过程影响生态效率。产业关联理论认为一个产业的生产、产值、技术等方面的变化会对其他产业的投入、产出关系产生直接和间接的影响。三大产业的劳动生产率提高、合理的地位排列组合以及相互合作相互促进的结构协调关系使得产业间具有较强的互补关系和转换能力，逐渐形成规模效应和协

调效应。协调过程会进而实现资源的有效配置,提高资源利用率。产业间还可以通过彼此的密切联系吸引具备相关功能的企业在空间上的相对集聚,并形成企业间的合作与竞争。这会迫使企业在生产过程中减少资源闲置和结构性浪费,促进资源的循环利用,从而提高了生态环境效益。

表5　全面FGLS回归结果

变量	方程(4)		方程(5)	
	FGLS-PSAR1	FGLS-AR1	FGLS-PSAR1	FGLS-AR1
ln(*INS*1)	0.1057*** (0.0166)	0.0891*** (0.0170)		
*INS*2			0.5610*** (0.1409)	0.5761*** (0.1262)
ER	−11.2399*** (1.9549)	−15.1637*** (3.1157)	−13.2966*** (2.1121)	−13.8337*** (2.4633)
$(ER)^2$	331.8471*** (74.7664)	445.5781*** (106.0242)	413.4586*** (74.4178)	432.2846*** (82.9245)
PS	−0.2512 (0.1723)	−0.2009 (0.1770)	−0.1841 (0.1469)	−.1814 (0.1458)
TP	−9.1804*** (1.0332)	−7.8617*** (1.4656)	−8.1063*** (1.1233)	−8.0189*** (1.1833)
O	3.2119*** (0.3957)	2.2573*** (0.6544)	4.0006*** (0.5500)	4.0678*** (0.6281)
ln(*PGDP*)	−2.4734*** (0.1988)	−1.8044*** (0.3236)	−2.4536*** (0.2410)	−2.3909*** (0.1997)
$(\ln(PGDP))^2$	0.1379*** (0.0106)	0.1017*** (0.0175)	0.1425*** (0.0128)	0.1372*** (0.0111)
时间趋势	−0.0232*** (0.0053)	−0.0188*** (0.0069)	−0.0479*** (0.0044)	−0.0418*** (0.0054)
常数	58.7487*** (10.1058)	46.8122*** (14.1861)	106.8551*** (8.8942)	94.4143*** (11.1887)
N	154	154	154	154
Wald检验	1307.31***	391.18***	1318.65***	633.10***

注:括号内为标准误,下表同。

从方程(5)的FGLS-PSAR1回归结果可以看出,产业结构高度化能够显著改善生态效率,且通过了1%水平的显著性检验。回归系数表明,产业结构高度化提高1%,能够使生态效率提高0.561%。根据配第-克拉克定律,经济体的主导产业或支柱产业会随着经济发展从第一产业向第二产业和第三产业升级,逐步从劳动密集型产业转向技术密集型产业。主导产业或支柱产业的优化升级会改变资源利用结构,并提高经济产出价值,从而改善生态效率。从回归系数数值大小来看,相比于产业结构合理化,产业结构高度化对生态效率的影响更大。这种现象可能的解释是长江经济带的产业结构合理化更多的体现为资本、劳动力和技术等生产

要素向第二产业流动，推动了当地生产力和工业化的发展，提高了经济产出，但是也加剧了资源消耗和环境污染。产业高度化带来的是主导产业在技术创新的驱动下，逐步淘汰高耗能、高排放的产业，转向高新技术和新兴产业，能够进一步提高资源利用效率和劳动生产率，并降低工业生产过程对环境的影响。

方程(4)和方程(5)的FGLS-PSAR1回归结果都显示技术进步与生态效率在1%的水平上显著负相关，未能对生态效率改善起到积极影响。结论与邵留国等(2016)、邱兆林和王业辉(2018)、Yu等(2019)的研究一致。这可能是因为长江经济带的第二产业产值占GDP的平均比重超过46%，而且企业更侧重于产出规模扩张的生产技术创新，缺少绿色技术，导致工业化消耗资源的速率超过资源再生速率，因此技术进步未能起到改善生态效率的作用。

人均GDP的一次项与生态效率显著负相关，而二次项与生态效率显著正相关。这表示人均收入与生态效率呈现U型关系，且方程(4)和方程(5)FGLS-PSAR1的拐点位置分别为8.9681和8.6091。由表2可知，取对数后的人均GDP平均值为10.1029，已经超过拐点水平，处在U型关系的右边，因此长江经济带平均收入水平提高会改善生态效率。结论与环境库兹涅茨曲线(EKC)假设一致。长江经济带各地区的经济发展不平衡，一些中西部的内陆省区还处在经济发展初期，主导产业主要是劳动密集型产业和资本密集型产业，依靠过度消耗资源或牺牲环境推动经济发展，人均污染物排放较高，因此经济增长会损害生态环境效益；沿海省区的经济发展到了更高阶段，产业结构以信息密集的产业和服务为主，依靠创新驱动发展，而且人们会有更高的环境质量需求，从而经济增长会改善生态效率。

人口结构与生态效率存在不显著的负向关系，这与Zhou等(2019)的研究不一致。这表明城镇人口数量的增减变化不会对生态效率产生显著影响。环境规制的一次项与生态效率显著负相关，而二次项与生态效率显著正相关。这说明生态效率将随着政府对环境的投资强度先下降后增加，其拐点对应的位置分别为0.0169和0.0161。从表2可以看出，环境规制的平均值为0.0114，还没有达到拐点的水平，处于U型关系的左边，因此环境规制不利于改善生态效率。这可能是因为当地政府的环境污染治理投资占地区生产总值的比例小，环境规制尚处于低水平，不足以提高生态环境效益，反而加重了环境成本。对外开放与生态效率在1%的显著水平上正相关。对外开放程度高就会吸引更多的外商直接投资，这不仅会带来先进的绿色技术，提高能源利用效率，而且政府将会拥有更多的资金用于促进经济发展和环境保护，降低本地区的能源消耗。

(三)稳健性检验

为了保证实证结果的可靠性，本文重新将FGLS-PSAR1回归结果与不考虑异方差与同期相关的OLS(模型Ⅰ)、仅考虑组内自相关的FGLS(模型Ⅱ)、考虑异方差与同期相关的面板矫正标准误OLS(模型Ⅲ)、随机删去 *ER* 的面板矫正标准误OLS(模型Ⅳ)和随机删去 *PS* 的面板

矫正标准误OLS(模型Ⅴ)的回归结果进行比较,相关回归结果分别见表6和表7。从表6和表7可以看出,在FGLS-PSAR1和其它5种回归情形下的系数符号等均没有太大变化,因此可以认为模型是稳健的。

表6　方程(4)稳健性检验结果

变量	FGLS-PSAR1	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅴ
ln(*INS*1)	0.1057*** (0.0166)	0.1318*** (0.0322)	0.1209** (0.0519)	0.1224** (0.0493)	0.1191** (0.0484)	0.1224** (0.0490)
ER	−11.2399*** (1.9549)	2.3769 (13.3126)	−8.0573 (10.6304)	−7.6774 (11.7032)		−7.7536 (11.6292)
$(ER)^2$	331.8471*** (74.7664)	78.0018 (462.6613)	195.9051 (357.1329)	222.7792 (390.9450)		228.5881 (386.3633)
PS	−0.2512 (0.1723)	1.4450*** (0.2548)	−0.2091 (0.6490)	−0.1616 (0.6698)	−0.1524 (0.6679)	
TP	−9.1804*** (1.0332)	−16.1476*** (2.1126)	−8.6305 (5.6861)	−8.8657 (6.0903)	−9.0716 (6.0094)	−8.8712 (6.1032)
O	3.2119*** (0.3957)	3.1347*** (1.0491)	3.6333** (1.7038)	2.9410** (1.4850)	2.9869** (1.4917)	2.9267** (1.4715)
ln(*PGDP*)	−2.4734*** (0.1988)	−2.4035*** (0.4435)	−2.6107*** (0.8567)	−2.0531*** (0.7604)	−2.1360*** (0.7401)	−2.0516*** (0.7601)
$(\ln(PGDP))^2$	0.1379*** (0.0106)	0.1154*** (0.0228)	0.1435*** (0.0467)	0.1122*** (0.0428)	0.1164*** (0.0418)	0.1113*** (0.0418)
时间趋势	−0.0232*** (0.0053)		−0.0183 (0.0214)	−0.0114 (0.0173)	−0.0121 (0.0173)	−0.0116 (0.0174)
常数	58.7487*** (10.1058)	12.9177*** (2.1723)	49.8490 (42.8234)	33.5034 (35.4906)	35.2990 (35.4791)	33.7588 (35.6729)
N	154	154	154	154	154	154
Wald检验	1307.31***		508.57***	467.84***	508.97***	465.62***
R^2		0.4421	0.8913	0.5602	0.5590	0.5600
F		14.36				

表7　方程(5)稳健性检验结果

变量	FGLS-PSAR1	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅴ
*INS*2	0.5610*** (0.1409)	0.7782** (0.3442)	0.5782 (0.6235)	0.5311 (0.5611)	0.4656 (0.5325)	0.5404 (0.5485)
ER	−13.2966*** (2.1121)	6.9564 (13.7602)	−10.6565 (10.6852)	−6.9414 (12.1815)		−6.9790 (12.1060)
$(ER)^2$	413.4586*** (74.4178)	58.8227 (480.9055)	303.5466 (357.8470)	271.8012 (401.3492)		274.9228 (395.2551)
PS	−0.1841 (0.1469)	0.7820*** (0.2901)	−0.1877 (0.6623)	−0.0648 (0.6909)	−0.1083 (0.6840)	
TP	−8.1063*** (1.1233)	−17.4993*** (2.1636)	−7.7778 (5.5818)	−7.2024 (5.6167)	−7.3310 (5.5950)	−7.2087 (5.6452)

续表7　　方程(5)稳健性检验结果

变量	FGLS-PSAR1	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅴ
O	4.0006*** (0.5500)	2.7309** (1.1338)	4.9397** (2.0904)	4.8294*** (1.8076)	4.9081*** (1.8235)	4.8350*** (1.8182)
ln(*PGDP*)	−2.4536*** (0.2410)	−1.8161*** (0.4698)	−2.8011*** (0.8479)	−2.4900*** (0.7996)	−2.5229*** (0.7784)	−2.4915*** (0.8036)
$(\ln(PGDP))^2$	0.1425*** (0.0128)	0.0846*** (0.0240)	0.1611*** (0.0464)	0.1419*** (0.0449)	0.1435*** (0.0439)	0.1417*** (0.0444)
时间趋势	−0.0479*** (0.0044)		−0.0488*** (0.0146)	−0.0417*** (0.0135)	−0.0407*** (0.0132)	−0.0420*** (0.0145)
常数	106.8551*** (8.8942)	10.0513*** (2.3427)	110.0936*** (30.2851)	94.6779*** (29.0292)	92.7187*** (28.3266)	95.2907*** (31.0929)
N	154	154	154	154	154	154
Wald检验	1318.65***		836.55***	565.82***	606.29***	572.65***
R^2		0.3989	0.8794	0.5473	0.5460	0.5472
F		12.03				

五、结论及政策建议

本文基于绿色发展理念,采用超效率SBM模型测算了长江经济带各省区的生态效率。然后,采用全面FGLS模型从产业结构合理化和产业结构高度化两个方面分别检验了产业结构优化对生态环境的影响,得出以下结论:

(1)2003-2016年长江经济带的平均生态效率处于相对较低水平,且呈现波动趋势。大部分省区的平均生态效率位于[0.67,1]的无效区间,最低的年份是2008年。得益于较低的资源投入和环境污染排放,云南和贵州的平均生态效率为长江经济带最高,分别为1.06和1.07,而且所有年份的生态效率均达到有效。由于资源投入和环境污染排放较高,四川和湖北的平均生态效率分别为0.67和0.78,为长江经济带最低。

(2)长江经济带的产业结构合理化和产业结构高度化都能够显著提高生态效率。若两者各自提高1%,分别能够使生态效率提高0.106%和0.561%。产业结构合理化能够通过结构协调过程和功能集聚过程实现资源合理配置,促进资源的循环利用。产业结构高度化会促进主导产业从劳动密集型产业向技术密集型产业转移,不仅优化了资源利用结构,而且提高了经济产出。产业结构高度化对生态效率的影响大于产业结构合理化的原因可能是产业结构合理化更多的体现为生产要素向第二产业的流动,在提高劳动生产率的同时,也会加剧资源消耗和环境污染,而产业结构高度化会促使主导产业向高新技术和新兴产业转移,降低了工业生产过程对环境的影响。

(3)技术进步与生态效率显著负相关,未能对生态效率起到正向影响。这主要因为长江

经济带各省区的第二产业产值占地区GDP的平均比重超过46%，而且企业更侧重于产出规模扩张的生产技术创新，缺少绿色技术，导致工业化消耗资源的速率超过资源再生速率，因此技术进步未能提高生态效率。人均GDP和环境规制都与生态效率呈现U型关系。对外开放与生态效率显著正相关，而人口结构与生态效率不存在显著相关关系。

基于上述研究结论，本文得出如下政策建议：

（1）长江经济带大部分省区的固定资产投资成效不佳，需要进一步优化固定资产投资结构。2016年长江经济带的平均全社会固定资产投资较2003年增长1015.6%，而且生态效率较低的省区的全社会固定资产投资远高于生态效率较高的省区。全社会固定资产投资过量会造成严重的资源浪费，损害生态环境效益，因此，有必要减少投资总额，特别是江苏、湖北、四川等。

（2）除了贵州和云南外，其他省区都应该降低第二产业占比，促进主导产业向信息密集产业或服务转移，提高产业结构高度化和产业结构合理化。大部分省区的第二产业占比都超过42%，并且高于第一产业占比和第三产业占比，特别是江苏、江西、安徽等。合理的产业发展组合顺序，能够产生规模效应和协调效应，促进三大产业协同发展。产业升级可以改善产业结构的资源利用效率，并促进产业内部的新旧技术更替。因此，促进第二产业向第三产业升级是提高生态效率的有效途径。

（3）当地政府应该进一步提高环境保护投资和绿色技术研发投资。长江经济带各省区的环境污染治理投资占地区GDP的比重平均值为0.0114，尚处在与生态效率存在的U型关系拐点的左边，因此应该继续加大环保投资，特别是四川和湖南。第二产业产值占地区GDP的平均比重接近一半，企业更侧重于规模扩张的工业生产技术，不利于提高生态效率，因此应该加大研发或引进绿色技术的力度，促进高新技术和新兴产业的发展。

参考文献：

[1] 陈诗一，林伯强. 中国能源环境与气候变化经济学研究现状及展望——首届中国能源环境与气候变化经济学者论坛综述[J]. 经济研究，2019，54（07）：203–208.

[2] 崔莉. 基于景观格局变化分析的沿海区域生态系统保护研究——以浙江沿海地区为例[J]. 管理世界，2018，34：72–82+93.

[3] 葛艳芳，马骏，王改芹，刘秀. 环境库兹涅茨曲线框架下产业升级对生态效率的影响——基于长江经济带市级面板数据的分析[J]. 资源与产业，2019，21：12–19.

[4] 韩永辉，黄亮雄，王贤彬. 产业结构优化升级改进生态效率了吗? [J]. 数量经济技术经济研究，2016，（04）：40–59.

[5] 洪银兴，刘伟，高培勇，金碚，闫坤，高世楫，李佐军. “习近平新时代中国特色社会主义经济思想”笔谈[J]. 中国社会科学，2018，（09）：4–73+204–205.

[6] 李丽平，田春秀，国冬梅. 生态效率——OECD全新环境管理经验[J]. 环境科学动态，2000，（01）：33–36.

[7] 李强，高楠. 长江经济带生态效率时空格局演化及影响因素研究[J]. 重庆大学学报（社会科学版），2018，24（3）：29–37.

[8] 林伯强,谭睿鹏. 中国经济集聚与绿色经济效率[J]. 经济研究,2019,54:119-132.

[9] 刘守英,杨继东. 中国产业升级的演进与政策选择——基于产品空间的视角[J]. 管理世界,2019,35(06): 81-94+194-195.

[10] 刘云强,权泉,朱佳玲,王芳. 绿色技术创新、产业集聚与生态效率——以长江经济带城市群为例[J]. 长江流域资源与环境,2018,27(11):2395-2406.

[11] 龙亮军. 基于两阶段Super-NSBM模型的城市生态福利绩效评价研究[J]. 中国人口·资源与环境,2019,(07):1-10.

[12] 陆学,陈兴鹏. 循环经济理论研究综述[J]. 中国人口资源与环境,2014,24(S2):204-208.

[13] 邱兆林,王业辉. 行政垄断约束下环境规制对工业生态效率的影响——基于动态空间杜宾模型与门槛效应的检验[J]. 产业经济研究,2018,(05):114-126.

[14] 邵留国,何莹莹,张仕璟,丰超. 基于网络DEA的中国火电行业循环经济效率及影响因素研究[J]. 资源科学,2016,38(10):1975-1987.

[15] 王兵,吴福象. 行业工资率差异、就业份额偏离与产业结构升级——基于省级面板数据的GMM分析[J]. 山西财经大学学报,2019,41(05):40-53.

[16] 王镝,唐茂钢. 土地城市化如何影响生态环境质量?——基于动态最优化和空间自适应半参数模型的分析[J]. 经济研究,2019,54(03):72-85.

[17] 习近平. 中共中央关于制定国民经济和社会发展第十三个五年规划的建议[J]. 理论学习,2015,(12): 4-19.

[18] 杨勇,邓祥征. 中国城市生态效率时空演变及影响因素的区域差异[J]. 地理科学,2019,39 (07): 1111-1118.

[19] 易明,李纲,彭甲超,陈文磊. 长江经济带绿色全要素生产率的时空分异特征研究[J]. 管理世界,2018,34(11):178-179.

[20] 岳松毅. 金融集聚与产业结构升级关系的区域比较研究[D]. 兰州:兰州大学,2018.

[21] 张璇,袁浩铭,郝芳华. 财政分权对环保投资效率的影响研究——基于DEA-Tobit模型的分析[J]. 中国环境科学,2018,38(12):4780-4787.

[22] 邹璇,雷璨,胡春. 环境分权与区域绿色发展[J]. 中国人口·资源与环境,2019,29(06):97-106.

[23] Andersen, P. and N. C. Petersen. A Procedure for Ranking Efficient Units in Data Envelopment Analysis[J]. Management Science, 1993, 39(10): 1261-1264.

[24] Antweiler, W., B. R. Copeland, and M. S. Taylor. Is Free Trade Good for the Environment?[J]. American Economic Review, 2001, 91(4): 877-908.

[25] Bai, Y., X. Deng, S. Jiang, Q. Zhang, and Z. Wang. Exploring the Relationship Between Urbanization and Urban Eco-efficiency: Evidence from Prefecture-level Cities in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 195: 1487-1496.

[26] Cole, M. A. Air Pollution and "Dirty" Industries: How and Why Does the Composition of Manufacturing Output Change with Economic Development?[J]. Environmental and Resource Economics, 2000, 17(1): 109-123.

[27] Cole, M. A. and R. J. Elliott. Determining the Trade-environment Composition Effect: The Role of Capital, Labor and Environmental Regulations[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003, 46(3): 363-383.

[28] Dietz, T. and E. A. Rosa. Effects of Population and Affluence on CO_2 Emissions[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 1997, 94(1): 175-179.

[29] Fan, Y., Q. Qiao, C. Xian, Y. Xiao, and L. Fang. A Modified Ecological Footprint Method to Evaluate Environmental Impacts of Industrial Parks[J]. Resources, Conservation and Recycling, 2017, 125: 293-299.

[30] Feng, H., Q. Zhang, J. Lei, W. Fu, and X. Xu. Energy Efficiency and Productivity Change of China's Iron

and Steel Industry: Accounting for Undesirable Outputs[J]. Energy Policy, 2013, 54(54): 204–213.

[31] Grossman, G. M. and A. B. Krueger. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement[R]. 1991.

[32] He, J. and H. Wang. Economic Structure, Development Policy and Environmental Quality: An Empirical Analysis of Environmental Kuznets Curves with Chinese Municipal Data[J]. Ecological Economics, 2012, 76(1): 49–59.

[33] Huang, Y., L. Lin, and Y. T. Yu. Does Urban Cluster Promote the Increase of Urban Eco–efficiency? Evidence from Chinese Cities[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 197: 957–971.

[34] Li, X. G., J. Yang, and X. J. Liu. Analysis of Beijing's Environmental Efficiency and Related Factors Using a DEA Model that Considers Undesirable Outputs[J]. Mathematical and Computer Modelling, 2013, 58(5–6): 956–960.

[35] List, J. A. and C. A. Gallet. The Environmental Kuznets Curve: Does One Size Fit All?[J]. Ecological Economics, 1999, 31(3): 409–423.

[36] Liu, J., Z. Cheng, and H. Zhang. Does Industrial Agglomeration Promote the Increase of Energy Efficiency in China?[J]. Journal of Cleaner Production, 2017, 164: 30–37.

[37] Lozano, S., E. Gutierrez, and P. Moreno. Network DEA Approach to Airports Performance Assessment Considering Undesirable Outputs[J]. Applied Mathematical Modelling, 2013, 37(4): 1665–1676.

[38] Maghbouli, M., A. Amirteimoori, and S. Kordrostami. Two–stage Network Structures with Undesirable Outputs: A DEA Based Approach[J]. Measurement, 2014, 48: 109–118.

[39] Mardani, A., E. K. Zavadskas, D. Streimikiene, A. Jusoh, and M. Khoshnoudi. A Comprehensive Review of Data Envelopment Analysis (DEA) Approach in Energy Efficiency[J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2017, 70: 1298–1322.

[40] Reap, J., F. Roman, S. Duncan, and B. Bras. A Survey of Unresolved Problems in Life Cycle Assessment[J]. The International Journal of Life Cycle Assessment, 2008, 13(5): 374.

[41] Reinhard, S., C. K. Lovell, and G. J. Thijssen. Environmental Efficiency with Multiple Environmentally Detrimental Variables; Estimated with SFA and DEA[J]. European Journal of Operational Research, 2000, 121(2): 287–303.

[42] Ren, S. G., X. L. Li, B. L. Yuan, D. Y. Li, and X. H. Chen. The Effects of Three Types of Environmental Regulation on Eco–efficiency: A Cross–region Analysis in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 173: 245–255.

[43] Tone, K. A Slacks–based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis[J]. European Journal of Operational Research, 2001, 130(3): 498–509.

[44] Tone, K. A Slacks–based Measure of Super–efficiency in Data Envelopment Analysis[J]. European Journal of Operational Research, 2002, 143(1): 32–41.

[45] Tone, K. and M. Tsutsui. Dynamic DEA with Network Structure: A Slacks–based Measure Approach[J]. Omega, 2014, 42(1): 124–131.

[46] Wang, D., K. Wan, and J. Yang. Measurement and Evolution of Eco–efficiency of Coal Industry Ecosystem in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 209: 803–818.

[47] Yang, H. and M. Pollitt. Incorporating both Undesirable Outputs and Uncontrollable Variables into DEA: The Performance of Chinese Coal–fired Power Plants[J]. European Journal of Operational Research, 2009, 197(3): 1095–1105.

[48] Yu, Y., C. Peng, and Y. Li. Do Neighboring Prefectures Matter in Promoting Eco–efficiency? Empirical Evidence from China[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2019, 144: 456–465.

[49] Zeng, D. Z. and L. Zhao. Pollution Havens and Industrial Agglomeration[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2009, 58(2): 141–153.

[50] Zhang, J., Y. Liu, Y. Chang, and L. Zhang. Industrial Eco–efficiency in China: A Provincial Quantification Using Three–stage Data Envelopment Analysis[J]. Journal of Cleaner Production, 2017, 143: 238–249.

[51] Zhou, X., J. Zhang, and J. Li. Industrial Structural Transformation and Carbon Dioxide Emissions in China [J]. Energy Policy, 2013, 57: 43–51.

[52] Zhou, Y., Y. Kong, J. Sha, and H. Wang. The Role of Industrial Structure Upgrades in Eco–efficiency Evolution: Spatial Correlation and Spillover Effects[J]. Science of the Total Environment, 2019, 687: 1327–1336.

Impacts of Industrial Structure Optimization on Eco–efficiency in Green Development: An Example of Yangtze River Economic Belt

Liu Jie and Yu Shiwei

(School of Economics and Management, China University of Geosciences (Wuhan))

Abstract: This paper applies a slacks–based measure of Super–efficiency in data envelopment analysis to calculate the eco–efficiency in the Yangtze River Economic Belt and further uses comprehensive FGLS model to analyze the influence of industrial structure upgrading on provincial eco–efficiency from the aspects of industrial structure rationalization and industrial structure optimization. The results show that the eco–efficiency of Yangtze River Economic Belt is at a relatively low level and showing a fluctuating trend, while the eco–efficiency of most provinces is gradually improving. Both the industrial structure rationalization and industrial structure optimization have positive effects on the improvement of eco–efficiency, but their effects are limited. On the whole, due to the Yangtze River Economic Belt is still dominated by the secondary industry, technological progress failed to exert a positive impact on the improvement of eco–efficiency. Both GDP per capita and environmental regulations have a U–shaped relationship with eco–efficiency. Opening up can have a significant positive impact on eco–efficiency, while there is no significant correlation between population structure and eco–efficiency. Therefore, the local government should increase investment in environmental protection and green technology research and further optimize the structure of fixed assets investment. In addition to Guizhou and Yunnan, other provincial regions should promote the transfer of leading industries by reducing the proportion of secondary industries, so as to improve the industrial structure rationalization and industrial structure optimization.

Keywords: Green Development; Yangtze River Economic Belt; Industrial Structure Rationalization; Industrial Structure Optimization; Eco–efficiency

JEL Classification: R11, R15, Q53

（责任编辑：朱静静）